

## *Validación de la Escala de Ansiedad ante los Robots en adultos argentinos*

**Pablo Christian GONZÁLEZ CAINO**

**Santiago RESETT**

**Bárbara GONZÁLEZ**

*Universidad Argentina de la Empresa, Buenos Aires (Argentina)*

### *Resumen*

El presente estudio tuvo la finalidad de adaptar la *Robot Anxiety Scale* (RAS) de Nomura, Suzuki, Kanda y Kato (2006) en población general de Gran Buenos Aires y de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Argentina. Se constituyó una muestra intencional de 543 adultos de entre 18 y 45 años de edad (60% mujeres) que contestaron la escala en su versión española, una medida de ansiedad estado, otra de rasgo, una de depresión y otra de aprensión de la comunicación, así como algunas preguntas relativas a indicadores sociodemográficos. El análisis factorial arrojó un modelo bifactorial de ajuste adecuado  $CFI = 0.94$   $TLI = 0.91$ ,  $RMSEA = 0.09$  y  $SRMR = 0.09$  a diferencia del modelo de tres factores de los autores. La consistencia interna fue satisfactoria devolviendo un  $\alpha = 0.86$  para la dimensión *Características* y un  $\alpha = 0.84$  para la dimensión de *Comunicación-Discursos*. El género y la edad introducían diferencias en los puntajes de la escala. Se halló validez concurrente de la escala con la ansiedad estado y rasgo. Las implicancias de los hallazgos se desarrollan en la discusión y se brindan explicaciones posibles de factores culturales que podrían explicar un modelo bifactorial.

### *Abstract*

The aim of this study was to adapt the Robot Anxiety Scale (RAS) by Nomura, Suzuki, Kanda and Kato (2006) to the general population of Greater Buenos Aires and the Autonomous City of Buenos Aires, Argentina. A purposive sample of 543 adults between 18 and 45 years of age (60% women) answered the Spanish version of the scale, a measure of state anxiety, a measure of trait anxiety, a measure of depression and a measure of communication apprehension, as well as some questions related to socio-demographic indicators. The factor analysis yielded a bifactor model of adequate fit  $CFI = 0.94$   $TLI = 0.91$ ,  $RMSEA = 0.09$  and  $SRMR = 0.09$ , in contrast to the authors' three-factor model. Internal consistency was satisfactory returning an  $\alpha = 0.86$  for the *Characteristics* dimension and an  $\alpha = 0.84$  for the *Communication-Discourse* dimension. Gender and age introduced differences in the scale scores. Concurrent validity of the scale with state and trait anxiety was found. Implications of the findings are developed in the discussion and possible explanations of cultural factors that could explain a bifactorial model are provided.

El uso de tecnología robótica ha crecido en las últimas décadas, ingresando en múltiples áreas de aplicación, como la educación, la salud, la ciencia, el ámbito laboral y el entretenimiento. Teniendo en cuenta que la robótica es una construcción atravesada por diversas disciplinas científicas, existe un creciente interés en el desarrollo de investigaciones multidisciplinarias (Libin y Libin, 2003 y 2004; Katz y Halpern, 2014). La robótica tiene una proyección positiva debido al avance tecnológico que permite abarcar

cada vez más áreas de implementación, la novedad que genera esto puede producir una representación negativa, y puede desembocar en reacciones de evitación, inquietud o actitudes negativas (Mavridis, Katsaiti, Naef *et al.*, 2012; Olvera-Lobo y Benítez-de-Vendrell, 2008).

Desde el punto de vista de la psicología, la tecnología puede ser fuente generadora de ansiedad, asociado a la interacción o a la especulación de lo que la persona percibe de la palabra robot, que varía según la cultura. En este contexto,

*Dirección de los autores:* Departamento de Psicología UADE. Lima 775 - C1073AAO. Ciudad Autónoma de Buenos Aires. *Correo electrónico:* [pablo.cg.caino@hotmail.com](mailto:pablo.cg.caino@hotmail.com), [santiago\\_resett@hotmail.com](mailto:santiago_resett@hotmail.com), [b7.gonzal@gmail.com](mailto:b7.gonzal@gmail.com)

*Recibido:* agosto 2020. *Aceptado:* diciembre 2020

es necesario contar con instrumentos psicológicos válidos y confiables que midan el constructo, y es relevante adaptar instrumentos psicológicos a la población meta y aportar al desarrollo del conocimiento en el campo de la robótica teniendo una perspectiva interdisciplinaria (Nomura, Suzuki, Kanda *et al.*, 2007; Olvera-Lobo y Benítez-de-Vendrell, 2008; Suzuki y Umemuro, 2012, Tornimbeni Pérez y Olaz, 2008).

Un robot se caracteriza principalmente por su autonomía para gestionar la prioridad de la tarea en función de la interacción con las personas y/o su entorno, su accionar tiene como objetivo principal satisfacer las necesidades de las personas (Libin y Libin, 2004; Oyedele, Hong y Minor, 2007; Rani, Sarkar, Smith y Kirby, 2004). La percepción del término robot varía según el grado de avance tecnológico, las experiencias previas, ya sea por una interacción directa o a través de los medios de información y comunicación, y la proporción de las características comunes que tienen los robots en determinado contexto (Calvopiña Iglesias y Valladares Romero, 2017; Haring, Mougén, Ono y Watanabe, 2014; Nomura, Syrdal y Dautenhahn, 2015; Oyedele *et al.*, 2007; Russell y Norvig, 1995). Un robot está compuesto por una estructura física (*hard*) y un programa o sistema (*soft*). La mayor o menor similitud de la estructura física con características humanas y el grado de complejidad de la programación de su sistema influyen directamente en la interacción (Herrera, Roberti, Toibero y Carelli, 2016; Koval, 2011).

Existe una amplia variedad de robots que circulan en la actualidad, Calvopiña Iglesias y Valladares Romero (2017) presentan un agrupamiento según su funcionalidad macro, teniendo en cuenta robots con características móviles, humanoides e industriales. Ruzafa Costas (2016), por su parte, aporta una clasificación orientada a los robots sociales, definidos como robots que se caracterizan principalmente por su capacidad de comunicación orientada a la interacción con el ser humano, esta comunicación se destaca por seguir una secuencia análoga a las características de una comunicación entre dos personas, teniendo en cuenta el factor social que engloba el fenómeno y las limitaciones propias de la tecnología. La calidad de esa comunicación va a variar según las características estructurales del robot (Haring *et al.*, 2014; Libin y Libin, 2004). Los robots sociales se agrupan en tres tipos: los robots de apoyo -que colaboran con las personas en la vida cotidiana-, los robots educativos -que sirven como asistentes de los docentes para facilitar la adquisición de conocimiento- y los robots de entretenimiento -que se caracterizan por realizar actividades lúdicas que pueden o no incluir a las personas- (Alemi, Meghdari y Ghazisaedy, 2015; Ruzafa Costas, 2016).

Breazeal (2003) destaca la importancia de la emoción que transmite el robot. Ésta se manifiesta en las características verbales y no verbales simuladas que caracterizan la comunicación y que beneficia positivamente la interacción con las personas.

La interacción humano-robot abarca el estudio interdisciplinario de la interacción de los seres humanos con los robots. La interacción es mediada por la comunicación, por esta razón, para que exista la interacción debe existir un emisor, un receptor y un estímulo que corresponde a la señal que se transmite en ambos sentidos. Esta comunicación puede darse de forma directa, cuando ambas partes están ubicadas de forma cercana entre sí, o indirecta, cuando las partes se encuentran ubicadas espacialmente separadas entre sí (Thomaz, Hoffman y Cakmak, 2016). Los robots en contextos sociales deben ser capaces de percibir los estímulos para emular o generar respuestas congruentes con el tipo de señal que reciben. Estos estímulos pueden ser de tipo verbal, lo cual permite la transmisión de estructuras semánticas que facilitan el desarrollo y la comprensión de la comunicación entre las partes por su alto contenido de información de fácil recepción. Las señales de tipo verbal pueden venir acompañadas por estímulos no verbales (por ejemplo, el tono de voz) que colaboran a reforzar la idea que se quiere transmitir. Una parte importante de la comunicación es el componente emotivo, este componente de los seres humanos adiciona información del estado emocional de la persona en relación al mensaje que transmite, por esta razón es importante que los robots puedan ser capaces de identificarlo y responder conforme a esto de forma más asertiva dentro del contexto social (Thomaz, Hoffman y Cakmak, 2016). Las actitudes son consideradas predictores del comportamiento humano y constituyen un factor importante en el estudio de la interacción humano-robot. Esas reacciones señaladas fueron explicadas por el grado de ansiedad que se genera en la interacción y que, en niveles elevados, puede desembocar en conductas evitativas hacia futuras interacciones (Conrad y Munro, 2008; De Graaf y Allouch, 2013; Katz y Halpern, 2014; Nomura *et al.*, 2006; Nomura, Suzuki, Kanda y Kato, 2008). En este contexto, Nomura *et al.* (2006) exponen que la ansiedad hacia los robots es causada por la aprensión a la comunicación y por la ansiedad a la tecnología como modelo teórico.

La aprensión a la comunicación es la ansiedad o temor que genera la anticipación a la comunicación y que puede producir conductas evitativas y se caracteriza por el miedo o temor a la comunicación en sí misma. La aprensión a la comunicación puede ocurrir en la interacción humano-robot, porque la comunicación es independiente del estímulo que comunica, es decir, que puede ser una persona o un ente artificial. La incertidumbre hacia las nuevas tecnologías tiende a generar reacciones adversas que provocan reacciones poco efectivas que dificultan la interacción. También, puede suceder que exista una percepción de amenaza hacia la interacción con los robots ante la incertidumbre de no comprender el mecanismo y/o razonamiento de como el robot social capta, procesa y genera las respuestas a los estímulos de transmisión de datos de la persona y el entorno (Pribyl, Keaten, Sakamoto y Koshikawa, 1998; Nomura *et al.*, 2006; Fraune y Šabanović, 2015).

La ansiedad a la tecnología se entiende como la manifestación de miedo, temor, sensaciones negativas (conductas evitativas, precaución) producto del contacto real o imaginario con la tecnología, entendido como el conocimiento científico aplicado (Czaja, Charness, Fisk *et al.*, 2006; Deryakulu y Çalışkan, 2012; Olvera-Lobo y Benítez-de-Vendrell, 2008). La ansiedad a la tecnología se ha estudiado desde diversas perspectivas asociadas al tipo de tecnología, pero los diversos estudios demuestran que el uso de la tecnología puede generar ansiedad normal y desadaptativa. Si bien la ansiedad normal no presenta consecuencias nocivas para la salud del individuo esta activa mecanismos de evitación, actitudes negativas y de rechazo hacia la tecnología (Pulido Rull, Berrenchea Velasco, Hugues Meraz *et al.*, 2013; Suzuki y Umemuro, 2012). La Argentina es un país en desarrollo y ocupa el puesto 47 en el Índice de Desarrollo Humano (PNUD, 2018). Al mismo tiempo, la mayor parte de su PBI se compone de la producción e importación agropecuaria, por lo cual, la incorporación de nuevas tecnologías en el ámbito laboral de la vida cotidiana, son mucho menores que los que existen en países altamente desarrollados, como los Estados Unidos o el Japón. Por lo cual es posible que los niveles de ansiedad antes los robots puedan ser mayores que en dichos países.

Entre los pocos instrumentos que existen con buenas propiedades psicométricas para evaluar la ansiedad ante los robots se encuentran la *Robot Anxiety Scale* (RAS) de Nomura, Suzuki, Kanda y Kato (2006) desarrollada en Japón. Originalmente, el instrumento estaba desarrollado en japonés (Nomura, Kanda, Suzuki *et al.*, 2004), luego traducido al inglés para su difusión (Nomura *et al.*, 2006), mostrando buenas propiedades psicométricas. A su vez, fue adaptado al holandés (De Graaf y Allouch, 2013) y al turco (Erebak y Turgut, 2019). Conde y colaboradores (Conde-González, Fernández-Llamas, Rodríguez-Lera *et al.*, 2016) aplicaron una versión en español a una muestra de niños y adolescentes, pero no examinaron sus propiedades psicométricas.

Los autoinformes, como los cuestionarios o escalas, presentan la ventaja de que son de fácil aplicación, con bajos costos económicos y pueden aplicarse en repetidas veces para observar la estabilidad temporal de un constructo (Resett, 2018).

Por todo lo dicho, el presente estudio tiene una gran relevancia, ya que se trata del primero en la América Latina en validar la escala *Robot Anxiety Scale* (RAS) de Nomura *et al.* (2006) en una muestra de adultos en la Argentina, por un lado, y el primero en analizar en profundidad sus propiedades psicométricas en español, por el otro. Así, los objetivos de este trabajo son: (a) explorar la estructura factorial de la *Robot Anxiety Scale* (RAS) de Nomura *et al.* (2006) en su versión en español; (b) determinar la confiabilidad interna de la escala y (c) examinar la validez del instrumento con respecto al género, la edad, la ansiedad, la depresión y la aprensión a la comunicación.

## Método

### Participantes

Se constituyó una muestra intencional de 543 participantes adultos (60% mujeres y 40 hombres) con una media de edad de 32 años ( $DE = 8,45$ ), con edades de 18 a 48 años. El 51% residía en Gran Buenos Aires, mientras que el 49% en Ciudad de Buenos Aires. En lo que respecta a los niveles educativos, el 14% alcanzó nivel de estudios de posgrado, el 43% tenía estudios universitarios, el 15% nivel de terciario (secundaria post-obligatoria), el 27% nivel secundario y el 2% nivel primario.

### Instrumentos

#### Cuestionario Sociodemográfico

Se solicitó a los participantes que informasen de su edad, género, nivel académico y lugar de residencia. Se tomó el género y la edad para examinar la validez de la escala debido a que los estudios previos indican mayor ansiedad en las mujeres que en los varones (De Graaf y Allouch, 2013; Reich-Stiebert y Eyssel, 2015). Con respecto a la edad, los niños en comparación con los adolescentes, presentan mayor ansiedad (Conde-González *et al.*, 2016; Reich-Stiebert y Eyssel, 2015), mientras que los adultos maduros y adultos mayores presentan mayor ansiedad que los jóvenes y adultos jóvenes (May, Holler, Bethel, Strawderman y Carruth, 2017).

#### Escala de Ansiedad hacia los Robots (RAS; Nomura *et al.*, 2006)

Es una escala Likert que permite medir la ansiedad hacia los robots en situaciones reales e imaginarias. Presenta tres dimensiones de análisis: ansiedad hacia la capacidad de comunicación de los robots, ansiedad hacia las características conductuales de los robots y ansiedad en el discurso con robots. La dimensión de la *Comunicación* contiene ítems que refieren a la ansiedad hacia la flexibilidad, el entendimiento y congruencia de los robots en la transmisión de mensajes. En la dimensión de las *Características conductuales* abarca ítems que refieren a la ansiedad hacia las características del comportamiento de los robots en la interacción con seres humanos; como el movimiento, la fuerza, la motricidad de su estructura mecánica, entre otros. La dimensión del *Discurso* presenta ítems que hacen referencia a la ansiedad en la forma de interacción de la persona a partir del mensaje que manifiesta el robot en el proceso de comunicación, es decir, que si la persona podrá responder acorde al mensaje que recibe. La primera dimensión engloba tres ítems y los demás cuatro ítems por cada una. En la adaptación al inglés de la versión japonesa (Nomura *et al.*, 2006), la dimensión de *Comunicación* tiene un coeficiente de  $\alpha$  de 0,84, en la de *Características conductuales* el coeficiente de  $\alpha$  es 0,84

y en la de *Discurso* el coeficiente de  $\alpha$  es 0'80. Esa versión consta con seis opciones de respuesta (*I do not feel anxiety at all, I hardly feel any anxiety, I do not feel much anxiety, I feel a little anxiety, I feel quite anxious y I feel very anxious*); en cambio, en la versión española las opciones de respuesta son cinco (Nada, Poco, Algo, Bastante y Mucho) que se puntúan de 1 a 5 (Conde-González *et al.*, 2016). Puntuaciones más altas indican más ansiedad frente a los robots. En la presente investigación se empleó el procedimiento de traducción inversa. Primero, dos traductores hicieron la traducción de la escala del inglés al español. Luego dos traductores independientes hicieron la traducción inversa del español al inglés. Los autores del manuscrito examinaron las diferentes traducciones para llegar a una versión al español. Para esto, también se tuvo en cuenta la versión al español de Conde-González y colaboradores (2016). Se utilizaron las mismas cinco opciones de respuesta de Conde-González y colaboradores (2016).

*Inventario de Ansiedad Estado-Rasgo* (STAI; Spielberger, Gorsuch y Lushene, 1970)

Se usó una escala de ansiedad debido a que estudios anteriores indicaron correlaciones significativas entre la ansiedad ante los robots y dicho constructo (De Graaf y Allouch, 2013; Nomura, Kanda y Yamada, 2012). La STAI es una escala Likert para medir la ansiedad-rasgo y la ansiedad-estado en población general. Este instrumento fue adaptado a la Argentina por Leibovich de Figueroa (1991) y se estructura en dos partes, una mide la ansiedad-rasgo y la otra mide la ansiedad-estado; cada una de las escalas está compuesta por 20 ítems de cuatro alternativas. El cuestionario de ansiedad-rasgo posee las siguientes alternativas de respuesta: Casi nunca, Algunas veces, Frecuentemente y Casi siempre. El cuestionario de ansiedad-estado presenta las siguientes opciones: Nada, Un poco, Bastante y Mucho. La escala presenta buenas propiedades psicométricas en español (Leibovich de Figueroa, 1991). Los análisis de consistencia interna indicaron alfas de Cronbach de 0'94 para la dimensión de ansiedad-estado y 0'91 para ansiedad-rasgo.

*Inventario de Depresión de Beck-II* (BDI-II; Beck, Steer y Brown, 1996)

Aunque no existen investigaciones que hayan medido la relación entre esta variable y la ansiedad ante los robots es posible que la sintomatología depresiva debido a la negatividad y el pesimismo producto de la tríada negativa (sí mismo, el mundo y el futuro) (Beck, Brown, Steer *et al.*, 1987) afecte las interacciones persona-robots e incremente la ansiedad a este respecto debido a la incompetencia real o percibida para relacionarse con los robots social. El Inventario de Depresión de Beck-II consiste en un test de comportamiento típico con ítems de tipo Likert que fue adaptado en España por Sanz, Perdigón y Vázquez (2003), quienes analizaron los datos psicométricos del test en mues-

tras de 28 países, incluyendo la Argentina. Este instrumento permite evaluar rasgos psicopatológicos de la depresión a través de 21 ítems con cuatro opciones respuesta. Los ítems se puntúan del 0 al 3 y los totales oscilan entre 0 y 63. Las puntuaciones de corte son: 0 a 9 depresión mínima, 10 a 16 depresión leve, 17 a 29 depresión moderada y 30 a 63 corresponde a depresión grave (Sanz, Perdigón y Vázquez, 2003). En el presente estudio, la consistencia interna dio un alfa de Cronbach de 0'85.

*Escala de Aprensión a la Comunicación* (PRCA-24; McCroskey, 1982)

Se decidió aplicarla debido a que los autores de la escala original encontraron una relación positiva entre esta variable y la ansiedad ante los robots (Nomura *et al.*, 2006). Se trata de una escala Likert que permite medir la aprensión a la comunicación en cuatro dimensiones: hablar en público, interactuar con grupos, en reuniones e interacciones diádicas. Está compuesta por seis ítems por cada dimensión y cinco alternativas de respuesta (Está muy en desacuerdo, No está de acuerdo, Neutral, Está de acuerdo y Está muy de acuerdo) y presenta buenas propiedades en español (Comeche Moreno, Diaz Garcia y Vallejo Pareja, 1995). Puntajes más altos indican mayor aprensión a la comunicación. Las consistencias internas en la presente muestra fueron 0'88, 0'90, 0'89 y 0'85, respectivamente.

### Procedimiento

La administración de los cuestionarios se realizó utilizando *Google Forms* a través de redes sociales (*Facebook, Instagram, Whatsapp*, etc.). La batería de instrumentos contenía un consentimiento informado, el cuestionario sociodemográfico, la escala de Ansiedad hacia los Robots, el Inventario de Ansiedad Estado-Rasgo, el Inventario de Depresión de Beck y la escala de Aprensión a la Comunicación. Se garantizó el anonimato y la confidencialidad de las respuestas por medio del consentimiento informado, en donde se explicitó la finalidad de la investigación, el manejo de los datos personales y la posibilidad de retractarse de participar de la investigación.

En el procesamiento y análisis de datos se usó el programa IBM SPSS 23 para efectuar análisis estadísticos descriptivos, como porcentajes y medias, entre otros, e inferenciales como correlaciones de Pearson, alfas de Cronbach y comparaciones de medias, entre otros. Para explorar la estructura factorial del test, se llevó a cabo un análisis paralelo (AP) con el programa Factor 9.2 (Lorenzo-Seva y Ferrando, 2013) ya que se deseaba explorar los factores que emergerían de la escala y porque se trataba del primer estudio en idioma español. Por otra parte, en la actualidad el análisis de componentes principales está desaconsejado (Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza y Tomás-Marco, 2014). Para este fin se seleccionó aleatoria-

mente un extracto de la muestra ( $n=200$ ). Se usó un número de replicaciones igual a 100 y percentil de representación de simulaciones igual a 0'95. Para dicho análisis, se usó rotación *Promin* debido a que se postulaba que los factores estarían asociados (Blanca y Bendayan, 2018; Karadağ, Tosuntaş, Erzen *et al.*, 2015) y los autores de la escala han utilizado una rotación similar (Nomura *et al.*, 2006).

En un segundo paso, se procedió a realizar el Análisis Factorial Confirmatorio AFC utilizando el grupo restante ( $n=343$ ). Para determinar el ajuste del modelo, se utilizó el método de estimación de Máxima Verosimilitud debido a que, si bien los datos eran ordinales, los valores de asimetría iban de 0'01 a 0'5, mientras los valores de curtosis fluctuaban de 0'86 a 1'25 lo que sugería una distribución cercana a la normalidad (Boomsma y Hoogland, 2001; Byrne, 1989; Weston y Gore, 2006). Por otra parte, las respuestas tenían cinco opciones de respuestas y, como los valores de asimetría y curtosis no eran extremos, se los decidió tratar de forma intervalar, como sugieren algunos autores (Schmidt, Gay, d'Acremont y Van der Linden, 2008; Lloret-Segura *et al.*, 2014) y usar Máxima Verosimilitud. Se tuvieron en cuenta cuatro procedimientos estadísticos para evaluar el ajuste de los modelos: el estadístico *Chi-cuadrado*, el error cuadrático medio de aproximación (*RMSEA*) y el *SRMR* como índices absolutos de ajuste, por otro lado, el índice de bondad de ajuste comparativo (*CFI*) y el índice de Tucker-Lewis (*TLI*) como medidas de ajuste incremental. Valores por encima de 0'90 para el *CFI* y el *TLI* y valores por debajo de 0'10 para el *RMSEA* y el *SRMR* son adecuados (Bentler, 1992; Byrne, 1989; 2016); aunque existen criterios más exigentes de *CFI* y *TLI* mayores de 0'95 y *RMSEA* y *SRMR* menores de 0'05 (Hu y Bentler, 1999). En la actualidad, se postulan criterios de *CFI* mayor de 0'97 y *RSMEA* y *SRMR* menores de 0'07 (Hair, Black, Babin y Anderson, 2010). Que el  $\chi^2$

no sea significativo es un criterio muy exigente y depende del tamaño de la muestra (Byrne, 2016).

## Resultados

Con el objetivo de obtener la estructura factorial de la escala, como parte del primer objetivo específico, se efectuó un AP sobre los 11 ítems de la escala de ansiedad ante los robots.

El índice de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin ( $KMO=0'86$ ) y la prueba de esfericidad de Bartlett ( $\chi^2=3072'54$ ;  $p<0'001$ ) permiten afirmar que la realización del análisis era viable. El procedimiento sugiere la extracción de dos factores. En la tabla 1 se observa que el análisis factorial devuelve factores que explican el 59% de la varianza, con cada factor cargando en su respectivo factor por encima de 0'31. El ajuste del modelo era relativamente satisfactorio:  $\chi^2_{(34)}=5784'34$ ,  $CFI=0'97$ ,  $NFI=0'98$  y  $RMSEA=0'09$ .

El primer factor explica un 48% de la varianza, este agrupa los ítems 1, 2, 3, 8, 9, 10 y 11. El factor segundo explica un 11% de la varianza y agrupa los ítems del 4 al 7. La correlación entre ambos es significativa ( $r=0'63$ ,  $p<0'001$ ).

Al primer factor, que contiene las preguntas de las dimensiones de *Comunicación y Discurso* del modelo original, se le denominó *Comunicación-Discurso* ( $M=21'25$ ;  $DE=5'39$ ). El segundo factor ( $M=13'54$ ;  $DE=4'51$ ) coincide con la dimensión *Características conductuales* del instrumento original, por lo que se decidió mantener la misma denominación.

La figura 1 presenta el modelo a poner a prueba para el AFC resultante del AP que se compone de dos factores relacionados (*Comunicación-Discurso* y *Características conductuales*) y los 11 ítems de la escala. En la tabla 2 se muestra el resultado de dicho análisis.

Tabla 1. Análisis Paralelo de la Escala de Ansiedad hacia los Robots (rotación Promin).

Ítems	Factores	
	Comunicación - discurso	Características conductuales
1. Si los robots interrumpirían una conversación	.31	
2. Si los robots sabrán seguir una conversación	.33	
3. Si los robots no entenderán una conversación	.44	
4. El tipo de movimientos que pueda hacer un robot		.65
5. Saber qué es lo siguiente que va a hacer un robot		.64
6. Cómo de fuerte es un robot		.93
7. Cómo de rápido se puede mover un robot		.94
8. Cómo debería hablarle a un robot	.70	
9. Cómo debería responderle a un robot que me habla	.73	
10. Saber si el robot ha entendido lo que le he dicho	.86	
11. Saber si entenderé lo que me diga un robot	.89	
Varianza explicada (%)	48	11

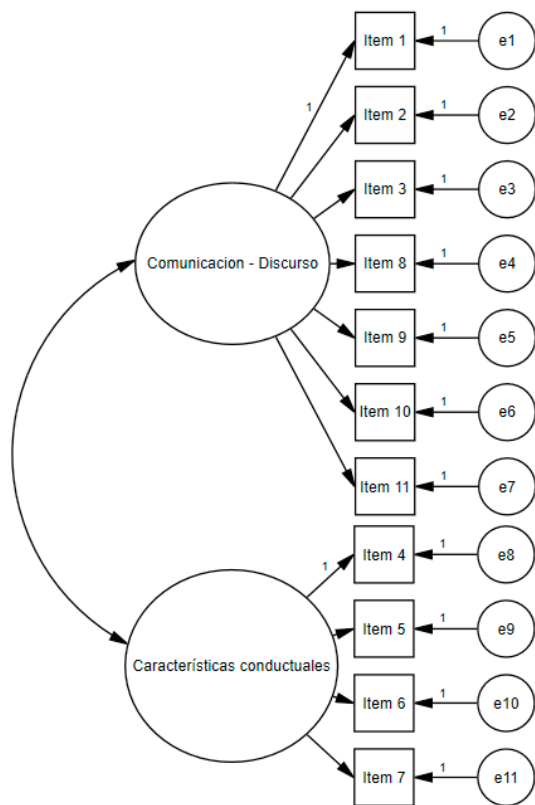


Figura 1. Modelo bifactorial para la escala RAS.

Como se muestra en la tabla 2, el resultado de los índices de ajuste era insatisfactorio. Al observar los índices de modificación, se observaban dos covarianzas en los errores entre los ítems 8 y 9, y a su vez, en los ítems 10 y 11 los cuales sugería el programa para mejorar el ajuste. Como tenían sentido teórico, al especificar dichas covarianzas, el ajuste mejoraba y se volvía satisfactorio (tabla 2). Una de las posibles razones por las cuales los errores de medición estén correlacionados son que las preguntas se refieran a aspectos similares o sesgos en dichas respuestas (Byrne, 2016). La diferencia de  $\Delta\chi^2$  entre los dos modelos también era significativa ( $p < 0'001$ ) lo cual era otra muestra de un mejor ajuste. Asimismo, la  $\Delta CFI$  era superior a  $p < 0'01$  que es un indicador de diferencia en el ajuste (Byrne, 2016). También se puso a prueba el modelo original de los autores de tres factores. Su ajuste era pobre, como se ve en la tabla. En tabla 3 se muestran las cargas factoriales de las preguntas para el modelo bifactorial.

Con respecto a la consistencia interna el valor  $\alpha$  para la dimensión de *Características conductuales* era 0'86, con todos los ítems puntuando por encima de 0'63, y para la dimensión *Comunicación-Discurso* era  $\alpha$  0'84, con todos los ítems puntuando por encima de 0'47.

Con respecto a la validez de constructo de la escala con respecto al género y la edad, en la tabla 4 se pueden observar los estadísticos descriptivos de los factores totales y según género. El género introducía diferencias estadísticamente

Tabla 2. Ajustes para los modelos de la Escala de Ansiedad ante los Robots.

	$\chi^2$	gl	p	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	$\Delta\chi^2$	$\Delta gl$	p $\Delta\chi^2$	$\Delta CFI$
Modelo bifactorial	446.67	43	.001	.87	.83	.13	.13				
Modelo bifactorial con covarianzas	235.64	41	.001	.94	.91	.09	.09	223.03	2	.001	.07
Modelo original de tres factores	362.89	41	.001	.89	.85	.12	.13	127.25	-	-	.05

Nota: gl: grados de libertad; CFI: Comparative Fix Index; TLI: Tucker-Lewis Index; RMSEA: raíz del residuo cuadrático promedio; SRMR: residuales estandarizados al cuadrado;  $\Delta\chi^2$ : diferencia de  $\chi^2$  entre los modelos;  $\Delta gl$ : diferencia entre los grados de libertad de los modelos; p  $\Delta\chi^2$ : diferencia estadística entre la diferencia de  $\Delta\chi^2$  de los modelos;  $\Delta CFI$ : diferencia de CFI entre los modelos.

Tabla 3. Cargas factoriales de las preguntas de la Escala de Ansiedad hacia los Robots del análisis factorial confirmatorio.

Ítems	Carga	Error Estándar	Radio Crítico
1. Si los robots interrumpirían una conversación	.49	.05	11.25
2. Si los robots sabrán seguir una conversación	.50	.05	11.63
3. Si los robots no entenderán una conversación	.44	.05	10.03
4. El tipo de movimientos que pueda hacer un robot	.66	.09	12.56
5. Saber qué es lo siguiente que va a hacer un robot	.71	.07	14.78
6. Cómo de fuerte es un robot	.85	.07	17.08
7. Cómo de rápido se puede mover un robot	.89	.07	17.49
8. Cómo debería hablarle a un robot	.80	.06	11.06
9. Cómo debería responderle a un robot que me habla	.81	.04	20.10
10. Saber si el robot ha entendido lo que le he dicho	.74	.05	18.09
11. Saber si entenderé lo que me diga un robot	.76	.05	18.53

Tabla 4. Puntajes en la Escala de Ansiedad hacia los Robots según género y totales.

Factores	Femenino (n= 323)		Masculino (n= 220)		Muestra total (n= 543)	
	Media	DE	Media	DE	Media	DE
Comunicación-Discurso	21.08	4.91	18.98	4.44	20.63	4.64
Características	13.08	6.55	12.40	6.90	12.81	6.71

marginales debido a puntajes más altos de los varones en *Características conductuales* y *Comunicación-Discurso* ( $t_{(541)} = 1'67; p < 0'09$  y  $t_{(541)} = 1'87; p < 0'06$ ) en comparación de las mujeres, como se presenta en la tabla 4. La edad se asociaba con las dos dimensiones de *Características conductuales* y *Comunicación-Discurso* debido a que a mayor edad mayores puntajes en dichas dimensiones ( $r = 0'09; p < 0'04$ ) y ( $r = 0'14; p < 0'001$ ).

Con respecto a la validez concurrente, el factor de *Características conductuales* presenta un valor de correlación positivo estadísticamente significativo con el STAI de ansiedad estado ( $r = 0'12; p < 0'01$ ) y el STAI de ansiedad rasgo ( $r = 0'19; p < 0'01$ ). De forma similar, en el factor de *Comunicación-Discurso* se obtuvo una correlación positiva estadísticamente significativa con el STAI de ansiedad estado ( $r = 0'11; p < 0'01$ ) y el STAI de ansiedad rasgo ( $r = 0'18; p < 0'01$ ). Se detectaron asociaciones estadísticamente significativas y positivas con el factor *Características conductuales* y la dimensiones discusiones de aprensión a la comunicación ( $r = 0'14; p < 0'01$ ) y *Comunicación-Discurso* con esta dimensión también ( $r = 0'12; p < 0'05$ ). Asimismo, características conductuales correlacionaba positivamente con las dimensiones reuniones y público de aprensión a la comunicación ( $r = 0'09; p < 0'02$  y  $r = 0'10; p < 0'02$ , respectivamente). Finalmente, *Comunicación-Discurso* correlacionaba positivamente con público ( $r = 0'09; p < 0'05$ ). No emergían correlaciones significativas entre las dos dimensiones del RAS y la depresión.

Como resultó llamativo este hallazgo, se trató de evaluar si el género no podría moderar las asociaciones entre el RAS y la depresión debido a que está establecido que esta variable puede hacerlo con respecto a la ansiedad ante los robots (De Graaf y Allouch, 2013; Nomura *et al.*, 2008), como también en lo referente a la depresión (Nolen-Hoeksema y Jackson, 2001). Se volvieron a llevar a cabo las correlaciones separadamente para varones y mujeres. Con respecto a las mujeres, los puntajes de depresión correlacionaban positivamente con la ansiedad ante los robots ( $r = 0'12; p < 0'05$ ) con *Características conductuales* y *Comunicación - Discurso* ( $r = 0'13; p < 0'05$ ). En el caso de los varones, no emergieron asociaciones significativas.

## Discusión

Los robots sociales, como los robots cuidadores (Broekens, Heenrink y Rosendal, 2009) o los orientados hacia la educación (Belpaeme, Kennedy y Ramachandran, 2018),

cada vez están más presente en la vida diaria de las personas. Está comprobado que la ansiedad hacia los robots sociales es un importante predictor de la calidad de las interacciones hacia estos. Por otra parte, la *Robot Anxiety Scale* (RAS) de Nomura *et al.* (2006) es una de las más usadas en el mundo a este respecto (Naneva, Sarda Gou, Webb y Prescott, 2020). De este modo, el propósito del estudio era validar y estudiar las propiedades psicométricas de la Escala de Ansiedad hacia los Robots (Nomura *et al.*, 2006) en una muestra de población argentina de la Ciudad de Buenos Aires y Gran Buenos Aires. Este instrumento presenta escasos estudios psicométricos a nivel internacional, en donde la mayoría de las investigaciones son de la versión inglesa, y este es la primera investigación en analizar sus propiedades psicométricas en una versión en español, por lo tanto, la fortaleza de este trabajo es ser el primero a este respecto. Para este fin, se constituyó una muestra intencional de 543 adultos de ambos géneros (60% mujeres y 40% varones) de entre 18 y 48 años. Los participantes contestaron el *Robot Anxiety Scale* (RAS) en su versión española de Conde-González *et al.* (2016), una medida de ansiedad estado, otra de rasgo, una de depresión, otra de aprensión de la comunicación y preguntas demográficas

En primera instancia, se analizó la estructura factorial del instrumento. Tanto el Análisis Paralelo como el Análisis Factorial Confirmatorio arrojaron un modelo bifactorial. El análisis paralelo indicaba un factor denominado *Comunicación-Discurso* que explicaba un 48% de la varianza y el factor denominado *Características conductuales* un 11%. Los ítems cargaron por encima de .33 en su respectiva dimensión. El factor dimensión se componía de los ítems respectivo, mientras los restantes constituían un único factor a diferencia del modelo de los autores de tres factores (Nomura *et al.*, 2006) o el modelo trifactorial hallado en Turquía (Erebak y Turgut, 2019). Con relación al Análisis Factorial Confirmatorio, tomando el modelo bifactorial obtenido del análisis anterior, se obtuvo un ajuste ligeramente adecuado con valores  $CFI = 0'94$ ,  $TLI = 0'91$ ,  $RMSEA = 0'09$  y  $SRMR = 0'09$ , ya que los valores de CFI y TLI se hallaban por encima de 0'90 y el RMSEA y SRMR estuvo estaba por debajo de 0'10 (Bentler, 1992; Byrne, 2016). Sin embargo, no cumplían criterios más actuales de CFI mayor que 0'97 y RSMEA y SRMR menores que 0'07 (Hair *et al.*, 2010). Sin embargo, dicho modelo resultó ser más adecuado que el modelo trifactorial de los autores, que también se puso a prueba y con el que se obtuvieron valores de CFI y TLI por debajo de 0'90 y RMSEA y SRMR mayores que 0'10. Una

posible explicación de esta estructura factorial distinta son las diferencias socio-culturales, económicas y el acceso a la tecnología entre un país del primero mundo como Japón -el cual es una de las naciones más tecnificadas del nuevo mundo y que está a la vanguardia del desarrollo tecnológico- y un país en vías de desarrollo con un menor avance tecnológico. Probablemente, la falta de familiaridad y uso de los adultos argentinos, en comparación con los japoneses, con respecto a las tecnologías y los robots puedan explicar estos hallazgos. Es probable que muchos de los adultos que contestaron nunca hayan interactuado con un robot o algún artefacto tecnológico similar, por lo cual sus respuestas fueron desde el prejuicio y el desconocimiento. Así, el hecho de que la dimensión *Comunicación-Discurso* se agrupe en una sola se deba, tal vez, a la falta de discriminación de estas dimensiones debido a este motivo. Está comprobado que las actitudes de las personas hacia los robots y su ansiedad puede variar de acuerdo a si han interactuado o no con los mismos (De Graaf y Allouch, 2014; Reich-Stiebert, Eyssel y Hohnemann, 2019). Por otra parte, la muestra era intencional y de un tamaño no muy grande lo cual también puede explicar estos hallazgos. Está establecido que las muestras intencionales y heterogéneas en variables demográficas -aquí el muestreo fue online, por lo cual se pierde bastante información sobre los participantes- pueden afectar las estructuras factoriales de un test (Tabachnick y Fidell, 2014).

La consistencia interna, evaluada mediante el coeficiente alfa de Cronbach, fue sumamente satisfactoria con 0'86 para *Características conductuales* y 0'84 para *Comunicación-Discurso*. Valores de consistencia interna entre 0'70 y 0'80 se estiman como satisfactorios (DeVellis, 2012; Kaplan y Saccuzzo, 2006). Este resultado se aproxima al 0'90 obtenidos por Nomura *et al.* (2006) en el Japón y al 0'81 obtenido en la versión turca de Erebak y Turgut (2019).

En lo referente a la validez del instrumento, se halló evidencia de diferencias en los puntajes de ambas dimensiones según el género debido a puntajes más altos de las mujeres, en comparación con los varones, en *Características conductuales* y en *Comunicación-Discurso*. También a mayor edad, niveles más altos en dichas dimensiones. La literatura científica demostró que ambas variables introducen diferencias a este respecto (De Graaf y Allouch, 2013; Nomura *et al.*, 2008). Estos resultados son coincidentes con muchos estudios internacionales que detectaron una mayor ansiedad en las mujeres que en los varones (De Graaf y Allouch, 2013; May *et al.*, 2017; Reich-Stiebert y Eyssel, 2015). Futuros estudios deberían analizar si las diferencias se deben a que las mujeres generalmente presentan mayor nivel de ansiedad en general o que por los roles de género los varones están más orientados a las tecnologías. Estos resultados difieren los de otras investigaciones que hallaron que, a menor edad, mayores niveles de ansiedad a este respecto (Conde-González *et al.*, 2016; Reich-Stiebert y Eyssel, 2015).

No obstante, dichos investigadores evaluaron niños y adolescentes, por ejemplo, Conde-González *et al.* (2016) aplicaron dicha escala en sujetos de entre 6 y 16 años, por lo cual, es probable que los niños experimenten mayor ansiedad sobre la interacción con robot debido a su inmadurez social y cognitiva, en comparación con los adolescentes. En cambio, estos resultados son similares a los de May *et al.* (2017) quienes detectaron que los adultos jóvenes muestran menor ansiedad que los adultos maduros o mayores. Esto puede explicarse porque las personas jóvenes ya fueron socializados en un mundo más tecnificado y con mayor penetración de las nuevas tecnologías, en ambientes como el trabajo o la educación.

Se halló validez concurrente de la escala con respecto a la ansiedad estado y rasgo, como lo sugerían las correlaciones positivas entre dichas variables y las dimensiones *Características conductuales* y *Comunicación-Discurso*. Niveles más altos evidenciaron asociaciones significativas de tamaño pequeño en ambos factores de la Escala de Ansiedad hacia los Robots con el STAI-rasgo y el STAI-estado, esto aporta evidencia de asociación entre la ansiedad, las dimensiones de la Escala de Ansiedad hacia los Robots y algunas de las dimensiones de la aprensión a la comunicación. Esto coincide con los estudios realizados anteriormente, donde se hallaron también correlaciones entre la ansiedad al discurso con ansiedad rasgo (Nomura *et al.*, 2006; Nomura *et al.*, 2007) y la aprensión a la comunicación (Belloch, Sandín y Ramos *et al.*, 2009; Durand y Barlow, 2007; Nomura *et al.*, 2008). En cambio, la depresión no mostraba asociación significativa con la ansiedad ante los robots. Como resultaban llamativos los resultados del presente estudio en este sentido, se llevaron a cabo los procedimientos separadamente para los géneros debido a que esta variable puede moderar los hallazgos. En el caso de las mujeres, se detectaron correlaciones positivas para la depresión y las dos dimensiones del RAS, marginal para *Comunicación-Discurso*. En cambio, en los varones dichas variable son mostraban asociaciones significativas. Que el género modere la relación entre las variables es algo que también detectaron Nomura *et al.* (2008), quienes observaron un modelo de relaciones distintas para varones y mujeres entre las variables. Por otra parte, es posible que algunas asociaciones (por ejemplo, para el RAS y la dimensión comunicación de aprensión) no fuesen altamente significativas por el tamaño de la muestra. Cabe aclarar que los tamaños de las asociaciones eran pequeños, según Cohen y Manion (1990), pero dichos tamaños son frecuentes en la psicología debido a que las variables están multideterminadas.

Estos resultados indicarían una estructura de dos factores, consistencia interna muy aceptable y evidencia de validez concurrente de la escala RAS en la Argentina, como lo indicaban diferencias en los puntajes según el género, asociaciones con la edad, la ansiedad rasgo, estado y los puntajes en aprensión de la comunicación, como también



para la depresión, pero -en este último caso- solamente para el género femenino. Aunque estos resultados no son generalizables debido a la muestra de tamaño no muy grande e intencional, brindan evidencia preliminar de bondad psicométrica en la presente muestra

Este estudio tiene limitaciones que deben ser señaladas. En primer lugar, conviene indicar que la muestra no se seleccionó al azar, era de un tamaño mediano y mayormente con alto acceso a la escolarización. Otra limitación era que el tipo de estudio es transversal, lo que no permite analizar la confiabilidad con el método test-retest que asegura la confiabilidad de los resultados del instrumento a lo largo del tiempo o la estabilidad temporal de la ansiedad ante los robots. Asimismo, la muestra fue evaluada de manera online, lo cual puede sesgar los resultados ya que -quizás- se accedió a participantes con más familiaridad con las tecnologías. Por otra parte, los datos han sido recogidos mediante el autoinforme que aumenta artificialmente las relaciones entre las variables por la varianza compartida en el método de recolección de datos. Del mismo modo, el autoinforme -como las escalas o cuestionarios- tiene conocidas limitaciones, como el sesgo en las respuestas, la falta de honestidad en las respuestas, marcar alternativas socialmente deseables, etc. Otra limitación es que no se incluyeron otras variables relevantes, como tener familiaridad con los robots, las actitudes hacia estos, profesión de los participantes, entre otras. Finalmente, la validez concurrente se exploró con correlaciones de Pearson y no con otros métodos más sofisticados, como los modelos estructurales.

Futuros estudios deberían examinar el RAS y sus propiedades en muestras de mayor tamaño y seleccionadas al azar de diversas regiones de la Argentina, como de la América Latina, para examinar su estructura factorial. Sería relevante evaluar muestras de forma presencial y online con el fin de determinar si el procedimiento de muestreo introduce diferencias en las respuestas. Si bien se comprobó que la administración presencial versus online presenta escasas diferencias al tomar los recaudos necesarios, algunas facetas de la recolección online pueden ser cuestionables (Miller, Crowe, Weiss *et al.*, 2017; Weigold, Weigold y Russell, 2013). Por lo cual se debería examinar esta cuestión. Una cuestión importante es que futuras investigaciones deberían ser longitudinales, tanto para examinar su consistencia test/retest como para determinar qué tan estable temporalmente es esta variable, más aún considerando los rápidos cambios que se dan en las tecnologías. Se deberían emplear otras técnicas de recolección de datos, como otros informantes u observaciones para evitar el sesgo de los cuestionarios o escalas. Además, futuros estudios deberían evaluar la escala con la teoría de la respuesta al ítem y evaluar la validez concurrente con modelos estructurales. También se deberían otros constructos relevantes a este respecto, como la familiaridad con las nuevas tecnologías, otras franjas etarias, tipos de

robots, rasgos de personalidad, pertenecer a áreas urbanas versus rurales y examinar más en profundidad cómo juega el género entre la relación a la ansiedad ante los robots.

La importancia de los estudios de la interacción humano-robot radica en la necesidad de tener herramientas y conocimientos empíricos que promuevan la evaluación y el diseño de productos tecnológicos de calidad, poniendo, en primer lugar, el bienestar y protección de la salud de la población. Con relación a las posibles implicaciones de esta investigación es necesario señalar que teniendo en cuenta la proyección positiva de la tecnología en la sociedad argentina o de otras naciones de la América Latina para poder identificar posibles dificultades y consecuencias de su inserción. El RAS puede ser una herramienta breve, pero con validez y confiabilidad, para evaluar el nivel de ansiedad ante los robots.

## Referencias

- Alemi, M., Meghdari, A. y Ghazisaedy, M. (2015). [The Impact of Social Robotics on L2 Learners' Anxiety and Attitude in English Vocabulary Acquisition](#). *International Journal of Social Robotics*, 7(4), 523-535 [DOI: 10.1007/s12369-015-0286-y].
- Beck, A.T., Brown, G., Steer, R.A., Eidelson, J.I. y Riskind, J.H. (1987). Differentiating anxiety and depression: A test of the cognitive content-specificity hypothesis. *Journal of Abnormal Psychology*, 96(3), 179-183 [DOI: 10.1037/0021-843x.96.3.179].
- Beck, A.T., Steer, R.A. y Brown, G.K. (1996). [Beck Depression Inventory-II](#). Pearson.
- Blanca, M.J. y Bendayan, R. (2018). [Spanish version of the Phubbing Scale: Internet addiction, Facebook intrusion, and fear of missing out as correlates](#). *Psicothema*, 30(4), 449-454 [DOI: 10.7334/psicothema2018.153].
- Belloch, A., Sandín, B. y Ramos, F. (2009). *Manual de psicopatología (2ª Ed.)*. Madrid: Mc Graw Hill.
- Belpaeme, T., Kennedy, J., Ramachandran, A., Scassellati, B. y Tanaka, F. (2018). [Social robots for education: A review](#). *Science Robotics*, 3(21), eaat5954 [DOI: 10.1126/scirobotics.aat5954].
- Bentler, P.M. (1992). On the fit of models to covariances and methodology to the Bulletin... *Psychological Bulletin*, 112(3), 400-404 [DOI: 10.1037/0033-2909.112.3.400].
- Boomsma, A. y Hoogland, J.J. (2001). [The Robustness of LISREL Modeling Revisited](#) (Chapter 8). En R. Cudeck, S. du Toit y D. Sörbom (Eds.), *Structural equation models: Present and future. A Festschrift in honor of Karl Jöreskog* (pp. 139-168). Lincolnwood, IL: Scientific Software International.
- Breazeal, C. (2003). [Emotion and sociable humanoid robots](#). *International Journal of Human-Computer Studies*, 59(1-2), 119-155 [DOI: 10.1016/s1071-5819(03)00018-1].

- Broekens, J., Heerink, M. y Rosendal, H. (2009). [Assistive social robots in elderly care: a review](#). *Gerontechnology*, 8(2), 94-103 [DOI: 10.4017/gt.2009.08.02.002.00].
- Byrne, B.M. (1989). *A Primer of LISREL. Basic Applications and Programming for Confirmatory Factor Analytic Models*. Nueva York: Springer.
- Byrne, B.M. (2016). *Structural Equation Modeling With AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming (3<sup>rd</sup> Ed.)*. Nueva York: Routledge.
- Calvopiña Iglesias, F.R. y Valladares Romero, P.E. (2017). [Interpretación de expresiones faciales en adultos mayores utilizando la visión artificial del robot humanoide NAO](#). Trabajo de Grado de Ingeniería Electrónica. Quito: Universidad Politécnica Salesiana.
- Cohen, L. y Manion, L. (1990). *Métodos de investigación educativa*. Madrid: La Muralla.
- Comeche Moreno, M.I., Díaz García, M.I., y Vallejo Pareja, M.A. (1995). *Cuestionarios, inventarios y escalas: ansiedad, depresión y habilidades sociales*. Madrid: Fundación Universidad-Empresa.
- Conde-González, M.A., Fernández-Llamas, C., Rodríguez-Lera, F.J., Rodríguez-Sedano, F.J., Matellán-Olivera, V. y García-Peñalvo, F.J. (2016). [Analysing the attitude of students towards robots when lectured on programming by robotic or human teachers](#). En F.J. García-Peñalvo (Ed.), *Proceedings of the Fourth International Conference on Technological Ecosystems for Enhancing Multiculturalism (TEEM'16) Salamanca, Spain* (pp. 59-65). Nueva York: ACM [DOI: 10.1145/3012430.3012497].
- Conrad, A.M. y Munro, D. (2008). [Relationships between Computer Self-Efficacy, Technology, Attitudes and Anxiety: Development of the Computer Technology Use Scale \(CTUS\)](#). *Journal Of Educational Computing Research*, 39(1), 51-73 [DOI: 10.2190/ec.39.1.d].
- Czaja, S.J., Charness, N., Fisk, A.D., Hertzog, C., Nair, S.N., Rogers, W.A. y Sharit, J. (2006). [Factors predicting the use of technology: findings from the Center for Research and Education on Aging and Technology Enhancement \(CREATE\)](#). *Psychology And Aging*, 21(2), 333-352 [DOI: 10.1037/0882-7974.21.2.333].
- De Graaf, M.M.A. y Allouch, S.B. (2013). [The Relation between People's Attitude and Anxiety towards Robots in Human-Robot Interaction](#). *2013 IEEE RO-MAN Gyeongju (Corea del Sur)* (pp. 632-637) [DOI: 10.1109/ROMAN.2013.6628419].
- De Graaf, M.M.A. y Allouch, S.B. (2014). [Users' Preferences of Robots for Domestic Use](#). HRI '14: Proceedings of the 2014 ACM/IEEE international conference on Human-robot interaction, March 2014 (pp.146-147). [DOI: 10.1145/2559636.2563683].
- Deryakulu, D. y Çalişkan, E. (2012). [A Twin Study of Computer Anxiety in Turkish Adolescents](#). *Cyberpsychology, Behavior And Social Networking*, 15(4), 212-218 [DOI: 10.1089/cyber.2011.0499].
- DeVellis, R.F. (2012). Chapter 6. Factor Analysis. *Scale development: Theory and applications (Applied Social Research Methods Series, 26)*. Los Ángeles: SAGE.
- Durand, V.M. y Barlow, D.H. (2007). *Psicopatología: un enfoque integral de la psicología anormal (4<sup>a</sup> Ed.)*. Cengage Learning Ed.
- Erebak, S. y Turgut, T. (2019). [Adaptation of the Robot Anxiety Scale into Turkish](#). *Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 7(5), 9-13.
- Fraune, M.R. y Šabanović, S. (2014). [Negative Attitudes toward Minimalistic Robots with Intragroup Communication Styles](#). *The 23rd IEEE International Symposium on Robot and Human Interactive Communication* [DOI: 10.1109/ROMAN.2014.6926401].
- Hair, J.F., Black, W.C. Babin, B.J. y Anderson, R.E. (2010). *Multivariate Data Analysis: A global perspective (7<sup>th</sup> Ed.)*. Londres : Pearson Education.
- Haring, K.S., Mougnot, C., Ono, F. y Watanabe, K. (2014). [Cultural Differences in Perception and Attitude towards Robots](#). *International Journal of Affective Engineering* 13(3), 149-157 [DOI: 10.5057/ijae.13.149].
- Herrera, D., Roberti, F., Toibero, J.M. y Carelli, R. (2016). Human-Robot Interaction: Legible behavior rules in passing and crossing events. *IEEE Latin America Transactions*, 14(6), 2644-2650 [DOI: 10.1109/tla.2016.7555232].
- Hu, L.T. y Bentler, P.M. (1999). [Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives](#). *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55 [DOI: 10.1080/10705519909540118].
- Karadağ, E., Tosuntaş, Ş.B., Erzen, E., Duru, P., Bostan, N., Şahin, B.M., Çulha, I. y Babadağ, B. (2015). [Determinants of phubbing, which is the sum of many virtual addictions: A structural equation model](#). *Journal of Behavioral Addictions*, 4(2), 60-74 [DOI: 10.1556/2006.4.2015.005].
- Katz, J.E. y Halpern, D. (2014) [Attitudes towards robots suitability for various jobs as affected robot appearance](#). *Behaviour & Information Technology*, 33(9), 941-953 [DOI: 10.1080/0144929x.2013.783115].
- Kaplan, R.M. y Saccuzzo, D.P. (2006). *Pruebas psicológicas: principios, aplicaciones y temas (6<sup>a</sup> Ed.)*. Cengage Learning Ed.
- Koval, S. (2011). [Convergencias tecnológicas en la era de la integración hombre-máquina](#). *Razón y Palabra*, 75.
- Leibovich de Figueroa, N.B. (1991). Ansiedad. Algunas concepciones teóricas y su. En M.M. Casullo, N.B. Leibovich de Figueroa y M. Aszkenazi (Eds.), *Teoría y técnicas de evaluación psicológica* (pp. 123- 155). Buenos Aires: Psicoteca.
- Libin, E. y Libin, A. (2003). New Diagnostic Tool for Robotic Psychology and Robototherapy Studies. *Cy-*

- berPsychology & Behavior*, 6(4), 369-374 [DOI: 10.1089/109493103322278745].
- Libin, A. y Libin, E. (2004). [Person-Robot Interactions From the Robopsychologists' Point of View: The Robotic Psychology and Rotherapy Approach](#). *Proceedings of the IEEE*, 92(11), 1789-1803 [DOI: 10.1109/jproc.2004.835366].
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A. y Tomás-Marco, I. (2014). [El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada](#). *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169 [DOI : 10.6018/analesps.30.3.199361].
- Lorenzo-Seva, U. y Ferrando, P.J. (2013). FACTOR 9.2: A Comprehensive Program for Fitting Exploratory and Semiconfirmatory Factor Analysis and IRT Models. *Applied Psychological Measurement*, 37(6), 497-498 [DOI: 10.1177/0146621613487794].
- May, D.C., Holler, K.J., Bethel, C.L., Strawderman, L., Carruth, D.W. y Usher, J.M. (2017). [Survey of Factors for the Prediction of Human Comfort with a Non-anthropomorphic Robot in Public Spaces](#). *International Journal of Social Robotics*, 9(2), 165-180 [DOI: 10.1007/s12369-016-0390-7].
- Mavridis, N., Katsaiti, M., Naef, S., Falasi, A., Nuaimi, A., Araifi, H. y Kitbi, A. (2012). [Opinions and attitudes toward humanoid robots in the Middle East](#). *AI & Society*, 27(4), 517-534 [DOI: 10.1007/s00146-011-0370-2].
- McCroskey, J. C. (1982). [Oral Communication Apprehension: A Reconceptualization](#). *Annals of the International Communication Association*, 6(1), 136-170 [DOI: 10.1080/23808985.1982.11678497].
- Miller, J.D., Crowe, M., Weiss, B., Maples-Keller, J.L. y Lynam, D.R. (2017). Using online, crowdsourcing platforms for data collection in personality disorder research: The example of Amazon's Mechanical Turk. *Personality Disorders: Theory, Research, and Treatment*, 8(1), 26-34 [DOI: 10.1037/per0000191].
- Naneva, S., Sarda Gou, M., Webb, T. L. y Prescott, T. J. (2020). A Systematic Review of Attitudes, Anxiety, Acceptance, and Trust Towards Social Robots. *International Journal of Social Robotics*, 12, 1179-1201 [DOI: 10.1007/s12369-020-00659-4].
- Nolen-Hoeksema, S. y Jackson, B. (2001). [Mediators of the Gender Difference in Rumination](#). *Psychology of Women Quarterly*, 25(1), 37-47 [DOI: 10.1111/1471-6402.00005].
- Nomura, T., Kanda, T., Suzuki, T. y Kato, K. (2004). [Psychology in human-robot communication: An attempt through investigation of negative attitudes and anxiety toward robots](#). *RO-MAN 2004. 13th IEEE International Workshop on Robot and Human Interactive Communication* (pp. 35-40) [DOI: 10.1109/roman.2004.1374726].
- Nomura, T., Suzuki, T., Kanda, T. y Kato, K. (2006). [Measurement of Anxiety toward Robots](#). *RO-MAN 2006. 15th IEEE International Symposium on Robot and Human Interactive Communication* (pp. 372-377) [DOI: 10.1109/roman.2006.314462].
- Nomura, T., Suzuki, T., Kanda, T., Han, J., Shin, N., Burke, J. y Kato, K. (2007). [What People Assume about Robots: Cross-Cultural Analysis between Japan, Korea, and the USA](#). En N. Sarkar (Ed.), *Human-Robot Interaction*. Viena: Itech Education and Publishing [DOI: 10.5772/5197].
- Nomura, T., Kanda, T., Suzuki, T. y Kato, K. (2008). [Prediction of Human Behavior in Human-Robot Interaction Using Psychological Scales for Anxiety and Negative Attitudes Toward Robots](#). *IEEE Transactions on Robotics*, 24(2), 442-451 [DOI: /10.1109/tro.2007.914004].
- Nomura, T., Kanda, T., Yamada, S. y Suzuki, T. (2012). [Exploring Influences of Robot Anxiety into HRI](#). En A. Billard, P. Kahn, J.A. Adams y G. Trafton (Eds.), *HRI '11: Proceedings of the 6th ACM/IEEE International Conference on Human-Robot Interaction* (Lausana, 2011) (pp. 213-214) [DOI: 10.1145/1957656.1957737].
- Nomura, T.T., Syrdal, D.S. y Dautenhahn, K. (2015). [Differences on social acceptance of humanoid robots between Japan and the UK](#). En M. Salem, A. Weiss, P. Baxter y K. Dautenhahn (Eds.), *Proceedings of the 4th International Symposium on New Frontiers in Human-Robot Interaction (Canterbury)* (pp. 115-120). The Society for the Study of Artificial Intelligence and the Simulation of Behaviour (AISB).
- Olvera-Lobo, M.D. y Benítez-de-Vendrell, B. (2008). Aproximación a las actitudes y percepciones de los usuarios ante las tecnologías de la información. *El Profesional de la Información*, 17(2), 199-204 [DOI: 10.3145/epi.2008.mar.10].
- Oyedele, A., Hong, S. y Minor, M.S. (2007). Contextual Factors in the Appearance of Consumer Robots: Exploratory Assessment of Perceived Anxiety Toward Humanlike Consumer Robots. *Cyberpsychology & Behavior*, 10(5), 624-632 [DOI: 10.1089/cpb.2007.9977].
- PNUD (2018). [Índices e indicadores de desarrollo humano. Actualización estadística de 2018](#). Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD).
- Pribyl, C.B., Keaten, J.A., Sakamoto, M. y Koshikawa, F. (1998). [Assessing the cross-cultural content validity of the Personal Report of Communication Apprehension scale \(PRCA-24\)](#). *Japanese Psychological Research*, 40(1), 47-53 [DOI: 10.1111/1468-5884.00074].
- Pulido Rull, M.A., Berrenchea Velasco, A. Hugues Meraz, J., Quiroz Estrada, F., Velázquez Terrazas, M.J. y Yunes Arriaga, C. (2013). [Uso problemático de las nuevas tecnologías de la información en estudiantes universitarios](#). *Revista Electrónica de Psicología Iztacala*, 16(4), 1119-1140.
- Rani, P., Sarkar, N., Smith, C.A. y Kirby, L.D. (2004). [Anxiety detecting robotic system - Towards implicit](#)

- [human-robot collaboration](#). *Robótica*, 22(1), 85-95 [DOI: 10.1017/s0263574703005319].
- Reich-Stiebert, N. y Eyssel F. (2015). [Learning with Educational Companion Robots? Toward Attitudes on Education Robots, Predictors of Attitudes, and Application Potentials for Education Robots](#). *International Journal of Social Robotics*, 7(5), 875-888 [DOI: 10.1007/s12369-015-0308-9].
- Reich-Stiebert, N., Eyssel, F.A. y Hohnemann, C. (2019). [Involve the user! Changing attitudes toward robots by user participation in a robot prototyping process](#). *Computers in Human Behavior*, 91, 290-296 [DOI: 10.1016/j.chb.2018.09.041].
- Resett, S. (2018). [Análisis psicométrico del Cuestionario de Agresores/Víctimas de Olweus en español](#). *Revista de Psicología (PUCP)*, 36(2), 575-602 [DOI: 10.18800/psico.201802.007].
- Russell, S.J. y Norvig, P. (1995). *Artificial intelligence: A modern approach*. Englewood Cliffs, N.J: Prentice Hall.
- Ruzafa Costas, F.M. (2016). [Emociones en robots sociales](#) (trabajo Fin de Grado). Madrid: Universidad Politécnica de Madrid.
- Sanz, J., Perdigón, A.L. y Vázquez, C. (2003). [Adaptación española del Inventario para la Depresión de Beck-II \(BDI-II\): 2. Propiedades psicométricas en población general](#). *Clínica y Salud*, 14(3), 249-280.
- Schmidt, R.E., Gay, P., d'Acromont, M. y Van der Linden, M. (2008). [A German Adaptation of the UPPS Impulsive Behavior Scale: Psychometric Properties and Factor Structure](#). *Swiss Journal of Psychology*, 67(2), 107-112 [DOI: 10.1024/1421-0185.67.2.107].
- Spielberger, C.D., Gorsuch, R.L. y Lushene, R.E. (1982). [Manual del Cuestionario de Ansiedad Estado-Rasgo \(STAI\)](#). Madrid: TEA.
- Suzuki, D. y Umemuro, H. (2012). [Dimensions of People's Attitudes toward Robots](#). *Proceedings of the 7th ACM/IEEE International Conference on Human-Robot Interaction (Boston)* (pp. 249-250) [DOI: 10.1145/2157689.2157779].
- Tabachnick, B.G. y Fidell, L.S. (2014). *Using Multivariate Statistics*. Nueva York: Pearson.
- Thomaz, A., Hoffman, G. y Cakmak, M. (2016). [Computational Human-Robot Interaction](#). *Foundations and Trends in Robotics*, 4(2-3), 105-223 [DOI: 10.1561/23000000049].
- Tornimbeni, S., Pérez, E. y Olaz, F. (Comps). (2008). *Introducción a la psicometría*. Buenos Aires: Paidós.
- Weigold, A., Weigold, I.K. y Russell, E.J. (2013). Examination of the equivalence of self-report survey-based paper-and-pencil and internet data collection methods. *Psychological Methods*, 18(1), 53-70 [DOI: 10.1037/a0031607].
- Weston, R. y Gore Jr, P.A. (2006). [A Brief Guide to Structural Equation Modeling](#). *The Counseling Psychologist*, 34(5), 719-751 [DOI: 10.1177/0011000006286345].